

高齢者のための体力向上トレーニング プログラムによる医療費の削減効果

—— パネルデータ分析結果 ——

The Effectiveness of Physical Training Programs for the Elderly
in Reducing Medical Costs : Evidence from Panel Data Analysis

松田 忠之, 本山 貢⁽¹⁾, 藤本 貴大⁽²⁾, 大曾 彰子⁽²⁾
Matsuda, Tadayuki Motoyama, Mitugi Fujimoto, Takahiro Ooso, Akiko

ABSTRACT

In consideration of the regional characteristics of Wakayama Prefecture, several physical training programs for the elderly have been instituted since 2003 by the Aging Society Welfare Division of Wakayama Prefecture Office in collaboration with Wakayama University. Despite the rich literature on the effects of training programs on physical and muscle strength, there are few studies that examine the implementation and continuity of such programs and their long-term impact on medical costs. This paper is an attempt to shed light on the effectiveness of physical training programs in reducing medical costs using panel data analysis.

1 序

2000 年 4 月にスタートした介護保険制度は 2006 年に一部改正され、介護予防を重視した地域支援事業が創設された。こうした背景のなか、2003 年に和歌山県長寿社会課と和歌山大学とが協働で、和歌山県の地域性を考慮した高齢者のためのわかやま型体力向上トレーニングプログラム（わかやまシニアエクササ

(1) 和歌山大学教育学部

(2) 和歌山大学研究支援員

イズ)を考案した。運動プログラムはトレーニングによる体力向上と筋横断面積の増加などトレーニング効果の有効性を明確にし、そのエビデンスを基に作成されている。現在では県内 30 市町村のうち 28 市町村が大学・県と連携し「わかやまシニアエクササイズ」を活用した地域支援事業を展開している。2004 年から 4 年間に 3 ヶ月間を 1 クールとして 312 教室、累計で 5,983 名が運動教室に参加した。また、運動教室終了後には自主グループが県下 70 カ所で立ち上がり、ボランティアサポーターとして 1,590 名が各地域で運動教室を継続している。「わかやまシニアエクササイズ」のトレーニングプログラムの特徴は、自立維持に最も必要となる下肢筋群、特に大腿四頭筋と大腰筋、ハムストリング、下腿三頭筋、大殿筋などの筋力を高めるためにスローテンポの音楽のリズムに合せ自体重を利用して行う筋力トレーニング、またスローテンポの音楽を歌いながら行うステップ運動、さらに関節可動域を大きくするためにストレッチ運動等を包括的に組み合わせた運動プログラムである。高齢者を対象とした体力・筋力トレーニング効果についての報告は数多く、われわれも運動プログラムの活用で体力の向上のみならず大腰筋や大腿四頭筋の筋横断面積や筋容積の増加を確認している。また、運動を中止するとトレーニング効果は短期間で初期値に戻ることから継続することが肝要であり、それによって健康維持向上が期待できると考えられている。しかしながら運動の実施や継続が医療費に及ぼす影響についての報告は数少なく、さらにどのような運動が医療費に影響を及ぼすのかについては未だ明らかになっていない。

そこで本稿では、高齢者の介護予防を目的としたわかやま型体力向上トレーニングプログラムである「わかやまシニアエクササイズ」を県下に浸透させることで医療費の削減効果を期待できるか否かを検証するため、運動教室に参加した 872 名の 6 年間に及ぶ医療費のパネルデータを使って統計分析を行った。非常に個人差が大きい医療費データを分析する際に、個人ごとに運動教室に参加した期間と参加していない期間を調査して、医療費の時系列的変化を調べるパネルデータ分析は役に立つ手法であると考えられる。

パネルデータ分析を行った結果、運動教室に参加している期間の医療費を大きく削減できることがわかった。もちろん、性別や年齢が医療費に影響を及ぼすことは明らかであり、それらの影響を考慮して推計を行った。また、個人の医療費が1期前の医療費に依存して決まるというダイナミックモデルを使った分析も行い、同様の結果を得た。さらに、3ヵ月間の運動教室終了後、自主的に運動教室に参加しているグループと個人的に自宅で運動を行っているグループをまったく運動していないグループと比較して、2つのグループの医療費の削減効果の違いについて調べた。その結果、個人的に自宅で運動を行っているグループは、自主的に運動教室に参加しているグループほどの医療費削減効果を期待できないことも明らかになった。

本稿の構成は以下のとおりである。2章1節では、パネルデータ分析に用いる運動教室参加者の年齢と性別構成、診療科別医療費の内訳、1ヵ月平均医療費の度数分布、年齢と性別による1ヵ月平均医療費、個人別1ヵ月平均医療費などの基礎統計量について紹介する。2節では、運動教室参加期間と不参加期間の1ヵ月平均医療費を年齢別に調べて、それらの医療費を単純に比較するだけでは、医療費の削減効果を明らかにすることができないことを示す。3章1節では、パネルデータ分析における基本的な分析手法であるプーリング推定法、固定効果推定法、ランダム効果推定法の中から冗長変数検定とハウスマン検定を行うことによって適切なモデル選択を行い、運動教室に参加することが医療費削減のためにどの程度効果があるか調べる。さらに、ダイナミック・パネルデータ分析を使った医療費削減効果について2節で論じる。最後の3節では、運動教室終了後18ヵ月間の医療費データを使って、上記の2つのグループに対してパネルデータ分析を行い、医療費の削減効果の違いを検討する。なお、パネルデータ分析には計量ソフト Eviews 6 を使用し、松浦・コリンズ（[9], [10]）等を参考にした。

2 医療費データの基礎統計分析

2.1 データの概要

運動教室に参加し、2002年4月から2008年3月までの6年間の医療費データが利用できる10市町村872名の年齢と性別を表1に示す。ここで、年齢の調査時点は医療費データの間時点である2005年3月である。

表1 年齢と性別

年齢	男性	女性	合計
54-59	1	12	13
60-64	15	100	115
65-69	37	183	220
70-74	45	197	242
75-79	47	151	198
80-90	21	63	84
合計	166	706	872

運動教室参加者の年齢層は54歳から90歳まで36歳の幅があり、その平均年齢は71.4歳である。さらに、女性が全体の約8割を占めている。

表2は入院費を除く診療科別医療費の合計とその全体の割合を多いものから順に示す。

表2 診療科別医療費

診療科	医療費	相対度数 (%)	累積相対度数 (%)
内科	502,901,640	39.2	39.2
薬局	166,316,230	13.0	52.2
歯科	149,916,820	11.7	63.9
外科	100,593,740	7.8	71.7
整形外科	95,245,070	7.4	79.1
眼科	66,537,350	5.2	84.3
胃腸科	49,716,920	3.9	88.2
脳神経外科	27,102,160	2.1	90.3

内科医療費が全体の約 40 パーセント近くを占め、次に薬局、歯科の順に多いことがわかる。

以後、基礎統計分析の計算には、6 年間の個人医療費を 1 ヶ月ごとに集計した 62,784 (=872×72) 件のパネルデータを利用する。ただし、医療費から入院費と歯科を除く。

まず、1 ヶ月の医療費の平均は 18,350 円で、標準偏差は 24,004 円である。その他の要約統計量は次の表に示すとおりである。

表 3 医療費の要約統計量

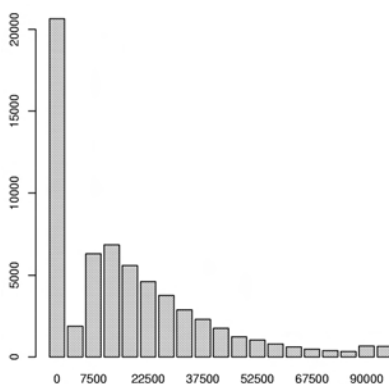
最小値	第一四分位	第二四分位	第三四分位	最大値
0	0	11,770	26,380	516,700

医療費の分布は、メディアン（第二四分位）が平均よりかなり小さく、最小値が 0 円、最大値が 516,700 円とバラツキが非常に大きいことがわかる。さらに、表 4 の度数分布とヒストグラムからわかるように右裾が長い分布であり、全体の約 33 パーセントの 20,658 の月で医療費が 0 であるという特徴を持つ。

表 4 医療費の度数分布

医療費	月数
0	20,658
1- 5,000	1,885
5,001- 10,000	6,314
10,001- 15,000	6,858
15,001- 20,000	5,600
20,001- 25,000	4,598
25,001- 30,000	3,758
30,001- 35,000	2,873
35,001- 40,000	2,303
40,001- 45,000	1,751
45,001- 50,000	1,233
50,001- 55,000	1,036
55,001- 60,000	796
60,001- 65,000	608
65,001- 70,000	478
70,001- 75,000	389
75,001- 80,000	335
80,001-100,000	668
100,001-550,000	643
合計	62,784

医療費のヒストグラム



次に、医療費を年齢と性別に分けて調べる。表にある年齢は診療月における年齢を表し、最下行の欄の医療費は平均、月数は合計をそれぞれ示す。

表 5 年齢と性別による医療費

年齢	男性	月数	女性	月数	全体	月数
51-59	4,964	72	5,804	1,143	5,754	1,215
60-64	6,281	1,070	8,426	7,058	8,143	8,128
65-69	12,836	2,739	14,060	12,910	13,846	15,649
70-74	21,612	3,288	20,288	14,189	20,537	17,477
75-79	28,698	3,122	22,352	10,544	23,802	13,666
80-93	27,070	1,661	22,770	4,988	23,844	6,649
平均/合計	20,737	11,952	17,405	50,832	18,040	62,784

表から明らかなように、男女とも医療費は年齢と共に増加する。また、女性の平均医療費は男性に比べて 3,300 円程度少ない。さらに、女性の医療費は 70 歳未満では男性と比べて若干多いが、70 歳以上は少なくなる傾向が認められる。

最後に、個人別に 72 ヶ月集計した 1 ヶ月平均医療費について示す。

表 6 個人別 1 ヶ月平均医療費

医療費	人数	相対度数 (%)
0- 5,000	172	19.7
5,001- 10,000	136	15.6
10,001- 15,000	134	15.4
15,001- 20,000	114	13.1
20,001- 25,000	94	10.8
25,001- 30,000	69	7.9
30,001- 40,000	79	9.1
40,001- 50,000	39	4.5
50,001-100,000	33	3.8
100,001-150,000	2	0.2
合計	872	100.0

6年間の月平均医療費が5,000円以下の人の割合は全体の19.7パーセントを占め、反対に50,000円を超える人の割合はわずか4パーセントである。なお、最も少ない人の月平均医療費は0円、また最も多い人の月平均医療費は138,466円である。このように医療費の個人差は非常に大きいことがわかる。

2.2 運動教室参加期間の医療費と不参加期間の医療費の比較

872名の体力向上トレーニングプログラムの開始時期は、2004年7月から2008年7月までで、その実施期間はいずれも3ヵ月である。それ以降のトレーニング実施の有無は、アンケート調査による「今も運動教室に参加していますか」を参考にした。872名の内、504名が「定期的に運動教室に参加している」または「時々参加している」と答え、247名が「参加していない」と答えた。それ以外の121名は無回答であり、3ヵ月間の運動教室が終了した後の期間の医療費を除いて集計した。

まず、751名の体力向上トレーニングプログラムの開始時期を示す。

表7 トレーニングプログラム開始時期

開始時期	人数
2004年7月～12月	18
2005年1月～6月	30
2005年7月～12月	124
2006年1月～6月	129
2006年7月～12月	216
2007年1月～6月	91
2007年7月～12月	85
2008年1月～7月	58
合計	751

次に、運動教室参加期間と不参加期間を年齢別に分けて集計した1ヵ月平均医療費を示す。

表 8 運動教室参加期間と不参加期間の医療費

年齢	運動教室不参加		運動教室参加	
	医療費	月数	医療費	月数
51-59	5,462	1,169	13,189	46
60-64	8,102	7,696	7,308	402
65-69	14,062	13,138	12,712	2,158
70-74	20,440	14,144	20,480	2,954
75-79	23,988	10,060	23,607	2,920
80-93	23,909	4,310	22,879	2,023
平均/合計	17,558	50,517	19,679	10,503

表からは、70 歳以上の 2 つの年齢階級でほとんど差が認められないが、逆に、70 歳未満の 2 つの階級で、運動教室不参加期間の平均医療費が参加期間の平均医療費に比べて多いことがわかる。さらに、全体の平均医療費は参加期間の医療費が不参加期間の医療費より約 2,000 円多いことがわかる。したがって、この表からだけでは、運動教室に参加することが医療費の減少につながるかどうかは明らかでない。そこで、一人ひとりの医療費について、運動教室参加期間と不参加期間を考慮したパネルデータを使って分析を行う。

3 医療費のパネルデータ分析

3.1 パネルデータ分析

パネルデータは、同一主体の時系列方向のデータが複数のクロスセクション・データとして入っているものであり、クロスセクションの回帰分析の手法と時系列の分析手法を組み合わせるという利点を持つ。パネルデータ分析の詳しい解説は Baltagi [4], Hsiao [7], 北村 [8] 等を参照されたい。

運動教室参加者の医療費データおよびアンケート調査を利用して、2002 年 4 月から 2008 年 3 月までの 6 年間の医療費のパネルデータ分析を行う。パネルデータのクロスセクションは、2008 年以降、初めて運動教室に参加した人とアンケート調査「今も運動教室に参加していますか」に無回答であった合計 179 名を除く 693 名である。その内訳は男性 127 名、女性 566 名であり、女性の参加者が全

体の 8 割強を占める。また、医療費は入院と歯科を除く 3 ヶ月ごとに集計した月平均医療費を使い、その期間は 24 期である。したがって、パネルデータの大きさは $16,632 (=693 \times 24)$ である。

個人 i の t 期の医療費 $MC_{i,t}$ を推定するために、性別 SEX_i (男性=1, 女性=2), 診療月 (t 期) の年齢 $AGE_{i,t}$, 運動教室参加 $EXER_{i,t}$ (参加 = 1, 不参加 = 0) を説明変数とする次のモデルを考える。

$$MC_{i,t} = C + \beta_1 SEX_i + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 EXER_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + u_{i,t},$$

$$i = 1, \dots, 693; t = 1, \dots, 24$$

ここで、 $C, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ は未知の母数を表す。誤差に関して、 μ_i と λ_t はそれぞれ個別主体 (クロスセクション) と期間の効果, $u_{i,t}$ は攪乱項を表す, 2 元配置誤差構成要素モデルを想定する。すなわち、 μ_i (または λ_t) を未知の母数と仮定すれば個別主体 (または期間) が固定効果を表し、平均 0 の独立分布に従うと仮定すればランダム効果を表す。とくに、 μ_i が個別主体 i に依存せず、 λ_t も期間 t に依存しない場合はプーリングモデルと呼ばれる。なお、定数項 C は次の関係式

$$\sum_{i=1}^N \mu_i = 0, \quad \sum_{t=1}^T \lambda_t = 0$$

を満足するように調整を行う。

最初に、性別、年齢、運動教室参加を説明変数とするプーリング推定 (OLS) を行った結果を示す。

表 9 プーリングモデル

説明変数	係数	t 統計量	p 値
C	-38301.13	-20.33668	0.0000
SEX	-2625.322	-6.861653	0.0000
AGE	860.4923	36.40527	0.0000
EXER	-1062.532	-2.800873	0.0051

表から、性別、年齢、運動教室参加の t 統計量の絶対値はそれぞれ大きな値をとり、その p 値は 0 に近い。したがって、性別、年齢、運動教室参加の各変数は医療費の説明変数として統計的に有意である。推定の結果、女性は男性より 1 ヲ月の医療費が 2,625 円少なく、年齢が 1 歳増加すれば医療費が 860 円増加することがわかる。さらに、運動教室参加係数は負になり、教室に参加することによって医療費を約 1,063 円削減できることがわかる。しかしながら、このモデルの決定係数は 0.08 と小さく、モデルの適合度はあまり良くない。

上記の結果から、性別は医療費の重要な要因と考えられる。しかし、性別を説明変数として考えると、個別主体ごとに異なる定数項をもつ固定効果モデルを推定できないという欠点が生じる。

そこで、男性と女性に分けて別々にパネルデータ分析を行うことにする。女性の場合に、まず個別主体と期間が共に固定効果である 2 元配置固定効果モデルの推定を行う。

表 10 2 元配置固定効果モデル (女性)

説明変数	係数	t 統計量	p 値
C	-57415.89	-1.737749	0.0823
AGE	1056.947	2.279691	0.0226
EXER	-1728.23	-4.380251	0.0000

2 元配置固定効果モデルの決定係数は 0.60 となり、モデルの当てはまりの良さは飛躍的に改善される。このモデルを使って、個別主体 (Cross-section) と期間 (Period) の冗長変数検定を行った結果を示す。

表の 2 行と 3 行は、仮説「個別主体が冗長で、かつ期間が固定効果である」を対立仮説「個別主体および期間が共に固定効果である」に対して検定を行った結果である。 F 検定 (2 行目) とカイ 2 乗検定 (3 行目) の p 値はいずれも 0 に近く、仮説は強く棄却されることがわかる。表の 4 行と 5 行は、仮説「期間が冗長で、かつ個別主体が固定効果である」を上記の対立仮説に対して検定を行っ

表 11 冗長変数検定

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	29.997172	(565,12993)	0.0000
Cross-section Chi-square	11340.35049	565	0.0000
Period F	1.863708	(23,12993)	0.0073
Period Chi-square	44.7413	23	0.0043
Cross-Section/Period F	29.00993	(588,12993)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	11389.90992	588	0.0000

た結果である。この検定の p 値も小さく、仮説は有意水準 1% で棄却される。最後の 2 行は、「個別主体と期間が共に冗長である」という仮説の検定であり、 F 検定とカイ 2 乗検定のいずれの結果からも仮説は強く棄却される。

冗長変数検定の結果から、個別主体と期間の冗長性が共に棄却された。その結果、個別主体と期間のいずれか、あるいは、両方とも固定効果である 2 元配置固定効果モデルの方が良いことがわかった。

次に、固定効果モデルとランダム効果モデルの比較を行うために、個別主体が固定効果で期間がランダム効果である 2 元配置効果モデルの推定を行う。

表 12 2 元配置効果モデル（女性）

説明変数	係数	t 統計量	p 値
C	-77261.25	-11.41231	0.0000
AGE	1335.029	13.97606	0.0000
EXER	-1587.093	-4.251025	0.0000

このモデルの決定係数も 0.60 であり、モデルの適合度は良い。また、2 元配置固定効果モデルの場合と比較すれば、加齢による医療費は少し増加して、逆に運動教室参加による医療費の削減額は若干少なくなる。

この 2 元配置効果モデルと 2 元配置固定効果モデルを比較するためにハウスマン検定 ([6]) を行う。

表 13 ハウスマン検定

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	1.290396	2	0.5246

ハウスマン検定では、仮説「期間がランダム効果である」を対立仮説「期間が固定効果である」に対して検証する。この検定の p 値は 0.52 と大きく、仮説が支持される。したがって、2 元配置固定効果モデルより、個別主体が固定効果で期間がランダム効果である 2 元配置効果モデルの方が良いことがわかる。

同様に、個別主体がランダム効果で期間が固定効果である次の 2 元配置効果モデルを推定し、さらに、ハウスマン検定を使って個別主体が固定効果である 2 元配置固定効果モデルとの比較を行う。

表 14 2 元配置効果モデル（女性）

説明変数	係数	t 統計量	p 値
C	-38120.81	-5.924431	0.0000
AGE	786.2366	8.707737	0.0000
EXER	-1746.827	-4.44946	0.0000

表 15 ハウスマン検定

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.525207	2	0.7690

ハウスマン検定によるモデル選択の結果、個別主体がランダム効果で期間が固定効果である 2 元配置効果モデルの方が良いことがわかる。しかし、このモデルの決定係数は 0.03 と小さい。最後に、ハウスマン検定を使って 2 元配置ランダム効果モデルと 2 元配置固定効果モデルの比較を行なうと、2 元配置固定効果モデルの方が良いことがわかる。上記のモデル選択の結果、個別主体または期間のいずれかがランダム効果、他方が固定効果である 2 つのモデルが残る。

両者の決定係数を比較すると、個別主体が固定効果で期間がランダム効果である 2 元配置効果モデル（表 12 のモデル）が一番良いことがわかる。

すなわち、女性の 3 ヶ月毎に集計した 1 ヶ月平均医療費 MC は次の式から推定できる。

$$MC_{i,t} = -77261 + 1335AGE_{i,t} - 1587EXER_{i,t} + \mu_i + \lambda_t, \\ i = 1, \dots, 566 \quad t = 1, \dots, 24$$

ここで、 μ_i は個人 i ごとに異なる定数を表す。たとえば健康な人はその値が小さく、病弱な人はその値が大きいというように個人ごとに異なる能力を表すと解釈できる。この結果から、女性は運動教室に参加することによって、1 ヶ月当りの平均医療費を約 1,587 円削減できることがわかる。

男性の場合にも、女性と同様の手順で冗長変数検定とハウスマン検定を適用してモデル選択を行うと、個別主体が固定効果で期間がランダム効果である次の 2 元配置効果モデルが良いことがわかる。このモデルの決定係数は 0.7 と大きくモデルの当てはまりは良い。

表 16 2 元配置効果モデル（男性）

説明変数	係数	t 統計量	p 値
C	-51457.58	-3.660275	0.0003
AGE	1005.929	5.181152	0.0000
EXER	-1377.245	-1.642373	0.1006

運動教室参加係数は -1377 となり、女性より医療費削減効果が少ないようである。しかし、その p 値 0.10 は 0.05 より大きく、有意水準 5% で帰無仮説「 $EXER = 0$ 」が採択される。運動教室参加係数が有意にならないのは、おそらく男性の運動教室参加人数が少ないことに起因すると思われる。

以上、男女別に行ったパネルデータ分析の結果から、クロスセクションは固定効果、期間はランダム効果である 2 元配置モデルが良く当てはまることがわかった。

3.2 ダイナミック・パネルデータ分析

個人 i の t 期の医療費 $MC_{i,t}$ は, 前期 ($t-1$) の医療費 $MC_{i,t-1}$ に依存して決まる次のダイナミックモデルを考える。

$$MC_{i,t} = C + \gamma MC_{i,t-1} + \beta_1 SEX_i + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 EXER_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T$$

誤差に関して 1 元配置誤差構成要素モデル

$$\epsilon_{i,t} = \mu_i + u_{i,t}$$

を想定する。ここで, $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ は個別主体のランダム効果, $u_{i,t} \sim \mu d(0, \sigma_u^2)$ は攪乱項を表し, 相互に独立である。

このモデルを考える理由として, ひとたび病気を患うと治療を続けなければならないこと, また薬を飲み始めるとしばらく飲み続ける必要があることなどがあげられる。

上記のダイナミックモデルでは, ラグ説明変数 $MC_{i,t-1}$ が μ_i と相関するため誤差項 $\epsilon_{i,t}$ とも相関する。したがって, ラグ項の係数がバイアスを持つことになる。そこで, 最尤推定法や一般化積率法 (GMM) などが代替的な推定方法として提案されている (Anderson and Hsiao ([1], [2]), Arellano and Bond [3])。

最尤推定法は初期値の仮定によって推定結果も変わることが知られているので, ここでは Arellano and Bond による two-step GMM 推定を行う。下記の表は医療費に加えて年齢と運動教室参加の説明変数を操作変数として男女別に推定を行った結果である。

表 17 Arellano and Bond GMM 推定 (女性)

説明変数	係数	t 統計量	p 値
MC(-1)	0.152999	25.69308	0.0000
AGE	75.03721	1.060634	0.2889
EXER	-774.5825	-3.061268	0.0022
J-statistic		288.5795	
Instrument rank		255	

表 18 Arellano and Bond GMM 推定 (男性)

説明変数	係数	t 統計量	p 値
MC(-1)	0.012517	28.00429	0.0000
AGE	-312.3768	-20.84596	0.0000
EXER	-1664.5	-52.07978	0.0000
J-statistic		124.3172	
Instrument rank		126	

表の中の J-statistic は Sargan 統計量 (Hansen [5]) を表し、その下の Instrument rank は操作階数を表す。帰無仮説「識別過剰な制限条件が正しい」が成り立つ時、Sargan 統計量は自由度 (操作階数 - 推定係数の個数) のカイ 2 乗分布に従う。これを女性の場合に応用すると、Sargan 統計量が自由度 252 のカイ 2 乗分布に従い、その p 値は 0.056 となる。したがって帰無仮説が採択され、操作変数の外生性が保証される。同様に、男性の場合にも Sargan 統計量が自由度 123 のカイ 2 乗分布に従い、その p 値は 0.45 となり、操作変数の外生性が保証される。

一般化積率法による男女の運動教室参加係数の推定値はそれぞれ -1665, -775 となり、 p 値も小さく有意水準 1% で有意である。しかしながら、男性の場合は年齢の係数が負となり、先の結果と矛盾する。さらに、女性の場合には年齢の係数が正になるが有意水準 10% にしても統計的に有意でない。したがって、男女とも年齢による医療費の影響を正しくとらえることができず、一般化積率法による推定結果はあまり良くない。

そこで、個別主体の効果を一定 ($\mu_i = 0$)、あるいは固定効果とする 2 元配置誤差構成要素モデルを考えることにする。まず、プーリング推定の結果を示す。

決定係数は 0.59 となり、説明変数にラグ変数 MC(-1) を加えないプーリング推定と比べて、モデルの当てはまりは各段に良くなる。

性別を考慮する場合、個別主体を固定効果とする 2 元配置モデルの推定はできない。そこで、固定効果モデルを除く 2 元配置モデルの中で最も良いモデルを探すと、個別主体の効果が一定で期間が固定効果である表 20 のモデルとなる。

表 19 プーリングモデル

説明変数	係数	<i>t</i> 統計量	<i>p</i> 値
C	-7989.242	-6.09902	0.0000
MC(-1)	0.748676	140.9332	0.0000
SEX	-654.7035	-2.495524	0.0126
AGE	197.4586	11.71715	0.0000
EXER	-688.8358	-2.695775	0.0070

表 20 2 元配置効果モデル

説明変数	係数	<i>t</i> 統計量	<i>p</i> 値
C	-7242.123	-5.442526	0.0000
MC(-1)	0.749456	141.2298	0.0000
SEX	-662.6178	-2.531651	0.0114
AGE	188.5186	11.05292	0.0000
EXER	-1190.878	-3.672996	0.0002

このモデルの決定係数も 0.59 と大きく、すべての説明変数が有意である。また、プーリング推定の結果と比較すると教室参加係数の値がさらに小さくなり、医療費の削減効果が大きくなる。しかしその他の説明変数は大体同じ値である。

さらに、個別主体の固定効果モデルを考慮するために性別に分けて 2 元配置効果モデルの推定を行う。まず、女性の場合は、冗長変数検定およびハウスマン検定の結果、個別主体が固定効果、期間がランダム効果である次の 2 元配置モデルが良いことがわかる。なお、モデルの決定係数は 0.66 となり、さらにモデルの適合度が良くなっている。

表 21 2 元配置効果モデル（女性）

説明変数	係数	<i>t</i> 統計量	<i>p</i> 値
C	-51347.01	-6.99695	0.0000
MC(-1)	0.393776	47.40269	0.0000
AGE	875.089	8.460274	0.0000
EXER	-1332.238	-3.799523	0.0001

したがって、女性の場合に推定された 2 元配置効果モデルが次のようになる。

$$MC_{i,t} = -51347 + 0.39MC_{i,t-1} + 875AGE_{i,t} - 1332EXER_{i,t} + \mu_i + \lambda_t,$$

$$i = 1, \dots, 566; \quad t = 1, \dots, 24$$

すなわち、今期の医療費は前期の医療費によって 39 パーセントが決まり、運動教室に参加することによって 1 ヶ月の医療費を約 1,332 円削減できることがわかる。

同様に、男性の場合にも、冗長変数検定およびハウスマン検定の結果から個別主体が固定効果で期間がランダム効果である次のモデルが選択される。

表 22 2 元配置効果モデル（男性）

説明変数	係数	<i>t</i> 統計量	<i>p</i> 値
C	-36536.87	-2.476386	0.0133
MC(-1)	0.257468	14.30662	0.0000
AGE	725.1874	3.560202	0.0004
EXER	-1059.115	-1.311959	0.1896

男性の場合には、前期の医療費によって 26 パーセントが決まり、決定係数も 0.73 と大きくモデルの当てはまりが良い。さらに、運動教室に参加することによる医療費の削減効果は 1,059 円と女性より少なそうである。しかしながら、その *p* 値は 0.05 より大きく統計的に有意でない。

3.3 運動教室参加後のパネルデータ分析

3 ヶ月間のトレーニングプログラムに参加した後、引き続き自主的に運動教室に参加しているグループと個人的に自宅で運動を行っているグループをまったく運動していないグループと比較して、医療費の削減効果の違いを調べる。比較を行う期間はトレーニングプログラム参加後の 18 ヶ月間とし、ここでも 3 ヶ月ごとに集計した月平均医療費を使う。

まず、18 ヶ月間の医療費データが利用できるために、トレーニングプログラ

ムの終了時期が2006年9月以前である個別主体を選ぶ。該当者392名の中から、アンケート調査「運動教室終了後、現在、運動を自宅で行っていますか」という質問項目に無回答であった38名を除く、354名の運動教室と自宅での運動状況は次の表のとおりである。

表 23 運動教室と自宅の運動状況

	自宅で運動する	自宅で運動しない	合計
自主的に運動教室参加	165	64	229
自主的に運動教室不参加	99	26	125
合計	264	90	354

約93パーセントの人達が自主的に教室に参加したり、あるいは個人で運動を行っており、その中の半分の人達が教室でも自宅でも運動していることがわかる。

次に、運動方法の違いにより、医療費の削減効果が異なるか否かを調べる。自宅の運動を変数 $HOME$ （運動する = 1, しない = 0）で表し、2つの変数の交互作用を $EXER*HOME$ で表す。このとき、2つの変数 $HOME$ と $EXER$ は個人で一定の値をとるために固定効果モデルの推定はできない。そこでプーリング推定を行う。

表 24 プーリングモデル 1

説明変数	係数	t 統計量	p 値
C	-1722.43	-0.359089	0.7196
MC(-1)	0.651802	40.65754	0.0000
SEX	-760.1752	-0.845598	0.3979
AGE	155.6316	2.652456	0.0081
EXER	-3071.892	-2.045349	0.0410
HOME	-124.7036	-0.087838	0.9300
EXER*HOME	1535.575	0.900294	0.3681

上記の結果から、「運動教室に参加して、自宅で運動しないグループ」は、まったく運動をしないグループに比べて医療費が1ヵ月平均3,072円削減でき、また、「自宅で運動して、運動教室に参加しないグループ」は、まったく運動をしないグループに比べて医療費が125円削減できそうであるが、この係数は有意でない。さらに、両方の運動をしているグループの医療費は、交互作用の係数が正となることから逆効果となることも考えられるが、統計的に有意でない。

そこで、説明力のない変数を除いて再度プーリング推定を行った結果を示す。このモデルの決定係数は0.5である。結局、「自主的に運動教室に参加しているグループ」の医療費削減効果は1,974円と大きいが、「自宅で運動して、運動教室に参加しないグループ」の医療費の削減効果はほとんど期待できないようである。

表 25 プーリングモデル 2

説明変数	係数	<i>t</i> 統計量	<i>p</i> 値
C	-3803.862	-0.887013	0.3752
MC(-1)	0.653137	40.87135	0.0000
AGE	163.4317	2.797575	0.0052
EXER	-1973.892	-2.728201	0.0064

なお、前節で示した医療費削減効果より大きくなる理由として、運動教室に継続して参加すれば医療費の削減効果も大きくなることが考えられる。しかし、この点についてはさらに詳しい分析が必要である。

4 まとめ

本稿では、和歌山県長寿社会課と和歌山大学とが協働で考案した和歌山シニアエクササイズが、高齢者の医療費削減に大いに効果があることをパネルデータ分析手法を適用して検証した。分析手法の違いによって医療費の削減額は多少異なるが、それでも1人の1ヵ月間の削減額は1,000円以上になり、1年間で

は10,000円以上に及ぶことが明らかになった。

医療費削減問題と並んで、和歌山シニアエクササイズに参加することにより、介護認定率をどの程度抑制することができるかは興味ある問題である。この点についてはまた稿を改めて議論したいと思う。

謝辞

6年間に及ぶ個人の医療費等のデータを提供していただいた、和歌山市、橋本市、紀の川市、紀美野町、有田川町、美浜町、印南町、那智勝浦町、太地町、古座川町の介護予防施策所管部署に御礼を申し上げる。さらに、和歌山県福祉保健部介護予防推進室には市町村合併に伴う医療費データの突き合せ作業をしていただき、厚く御礼を申し上げる。最後に、個人データの提供を快く承諾して下さった運動教室参加者の皆さん方にも感謝しなければならない。

参考文献

- [1] Anderson T.W. and Hsiao C. (1981). Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association* **76** (375) 598-606.
- [2] Anderson, T.W. and Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics* **18** (1) 47-82.
- [3] Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* **58** (2) 277-297.
- [4] Baltagi, B. H. (2001). *Econometric Analysis of Panel Data. 2nd ed.* John Wiley.
- [5] Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moment estimators. *Econometrica* **50** (4) 1029-1054.
- [6] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica* **46** 1251-1271.
- [7] Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data. 2nd ed.* Cambridge University Press.
- [8] 北村行伸 (2005). 『パネルデータ分析』岩波書店.
- [9] 松浦克己, コリン・マッケンジー (2004). 『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社.
- [10] 松浦克己, コリン・マッケンジー (2005). 『Eviewsによる計量経済学入門』東洋経済新報社.